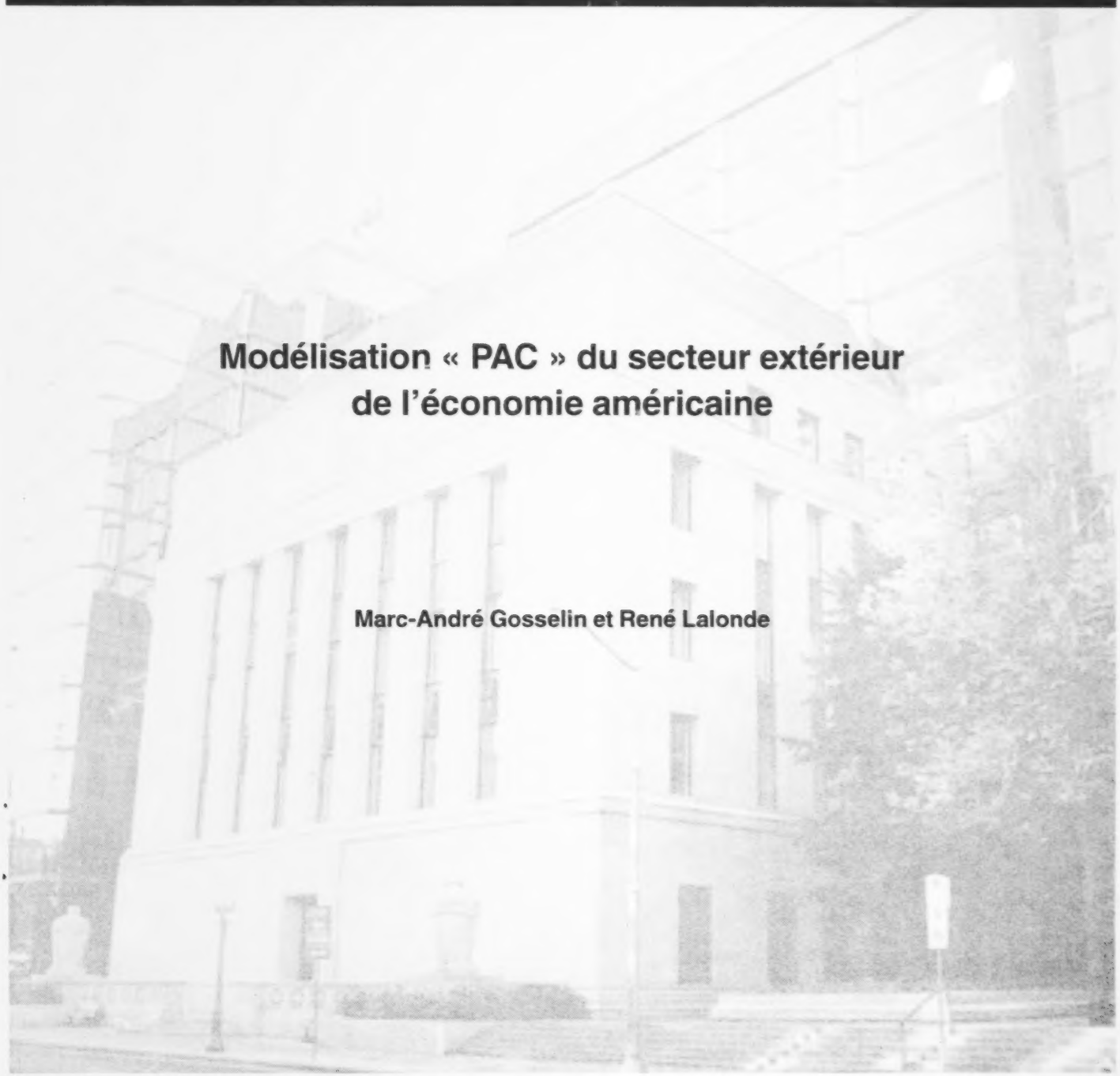
Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2004-3 / Working Paper 2004-3



Modélisation « PAC » du secteur extérieur de l'économie américaine

Marc-André Gosselin et René Lalonde

Remerciements

Merci à Jeannine Bailliu, Denise Côté, John Helliwell, Jean-François Perrault, James Powell et Larry Schembri pour leurs commentaires et suggestions. Nos remerciements vont également à Eddy Cavé pour la contribution apportée à l'étape de la rédaction.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

Document de travail 2004-3 de la Banque du Canada

Février 2004

Modélisation « PAC » du secteur extérieur de l'économie américaine

Marc-André Gosselin

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
mgosselin@banqueducanada.ca

René Lalonde

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
rlalonde@banqueducanada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

Table des matières

Résumé/Abstract v

1. Introduction 1

2. Inventaire de la littérature empirique 2

3. Spécification des modèles 5

   3.1 La spécification PAC 6

   3.2 Contraintes pratiques et solutions 7

4. Estimation et résultats 8

   4.1 Importations réelles 9

   4.2 Prix relatifs à l'importation 13

   4.3 Exportations réelles 16

   4.4 Prix relatifs à l'exportation 20

5. Conclusion et avenues de recherche 23

Bibliographie 25

Annexe 1 : Définition des données 27

Annexe 2 : Graphiques 29

Résumé

Dans cette étude, nous employons des modèles à coûts d'ajustement polynomiaux (connus sous le nom de modèles PAC) pour analyser et prévoir l'évolution des principales composantes du secteur extérieur de l'économie américaine. En particulier, nous modélisons et jaugeons les élasticités des exportations et des importations aux variations du taux de change réel et du revenu. Les modèles PAC donnent une justification théorique à la présence de retards au sein d'une équation dynamique dans un cadre où les agents optimisateurs forment des anticipations complètement rationnelles et prospectives. De ce fait, ils permettent de donner une certaine richesse théorique à un modèle générant des prévisions de bonne qualité. À notre connaissance, nos travaux constituent la première étude présentant une modélisation du commerce international américain fondée sur une approche de type PAC. Dans l'ensemble, les résultats montrent que les principales élasticités des modèles sont raisonnables. Aussi, nous trouvons que la qualité des prévisions hors échantillon des modèles PAC est équivalente ou supérieure à celle de modèles alternatifs. Ces résultats tendent à montrer que l'ajout de cette structure théorique ne se fait pas au détriment de la qualité des prévisions et des propriétés empiriques des modèles.

Classification JEL : F47, C32, E37
Classification de la Banque : Méthodes économétriques et statistiques, Questions internationales, Demande intérieure et composantes

Abstract

In this paper, the authors use polynomial adjustment cost (PAC) models to analyze and forecast the main components of the U.S. trade sector. For instance, they model and measure the elasticities of imports and exports to changes in the exchange rate and income. PAC models provide a theoretical justification for the presence of lags within a dynamic equation where optimizing agents' expectations are completely rational and forward looking. This approach thereby adds theoretical depth to a model that has a good forecasting performance. To the authors' knowledge, this paper is the first study to model the U.S. trade sector using a PAC approach. Overall, the models' main elasticities are reasonable. Moreover, the authors find that the out-of-sample forecasting performance of their PAC models is at least as good as that of other models. Their results show that this theoretical structure is not added at the expense of the empirical features of the models.

JEL classification: F47, C32, E37
Bank classification: Econometric and statistical methods; International topics; Domestic demand and components

1. Introduction

Dans le cadre de l'élaboration d'un nouveau modèle de projection de l'économie américaine, nous avons adopté une approche de désagrégation du produit intérieur brut (PIB). Par le biais de la modélisation des principales composantes de l'identité des comptes nationaux, cette approche permettra de répondre à un large éventail de questions concernant les fluctuations économiques aux États-Unis. Dans ce processus, les exportations et les importations doivent être modélisées.

Au cours des 30 dernières années, les États-Unis se sont considérablement ouverts au commerce extérieur. La taille des échanges commerciaux de l'économie américaine a affiché une nette augmentation, alors que la part des importations dans le PIB a triplé, tandis que celle des exportations est passée du simple au double (Graphiques 2 et 3 de l'Annexe 2). La modélisation des variables du secteur extérieur est donc un élément important dans ce contexte. La présente étude a pour but d'exposer les résultats d'estimation d'équations d'analyse et de prévision fondées sur des modèles à coûts d'ajustement polynomiaux (ci-après PAC, pour *Polynomial Adjustment Cost*[1]) pour les importations réelles, les exportations réelles, le prix relatif des importations et le prix relatif des exportations[2]. Ce type de modèle est employé dans bon nombre d'équations du modèle de projection de la Réserve fédérale [le modèle FRB/US, voir Brayton et Tinsley (1996)]. La modélisation des variables du secteur extérieur vise les cinq objectifs suivants :

1. Modéliser et jauger les élasticités des exportations et des importations par rapport aux variations du taux de change réel, de préférence par le biais des prix relatifs;
2. Tenir compte des effets de revenu dans les prévisions des importations et des exportations;
3. Mesurer les effets du taux de change sur les prix relatifs des exportations et des importations;
4. Estimer des modèles donnant des prévisions hors échantillon de bonne qualité;
5. Utiliser des modèles PAC en raison de leur richesse théorique et dynamique, ainsi que par souci d'uniformité avec les travaux portant sur le reste du modèle[3].

Dans l'ensemble, les résultats montrent que les principales élasticités des modèles sont raisonnables. Par exemple, nous trouvons qu'à long terme, une hausse (appréciation) de 1 % du taux de change réel provoque une hausse d'environ 0,4 % des importations. Dans le cas des prix relatifs à l'importation, la qualité des prévisions hors échantillon des modèles PAC est supérieure

1. Tinsley (1993) a établi les fondements des modèles PAC. Pour une description de l'intuition, de la spécification et de la méthodologie sur lesquelles reposent les modèles PAC, voir Gosselin et Lalonde (2003a).
2. L'équation du taux de change réel effectif, l'autre variable-clé du secteur extérieur dans le futur modèle de projection américaine, est présentée dans Lalonde et Sabourin (2003).
3. Les dépenses des ménages (Gosselin et Lalonde, 2003a), l'investissement des entreprises (Gosselin et Lalonde, 2003b) ainsi que les dépenses publiques (Lalonde, 2003) sont également modélisées à l'aide de cette approche.

à celle de modèles à correction d'erreurs. Pour ce qui est des importations, des exportations et des prix relatifs à l'exportation, elle est équivalente. De plus, les paramètres des différents modèles PAC ont affiché une grande stabilité au cours des récentes années. Ces résultats tendent à montrer que l'ajout de la structure théorique propre aux modèles PAC ne se fait pas au détriment de la qualité des prévisions et des propriétés empiriques des modèles.

Nos travaux constituent une innovation par rapport à la littérature existante puisque, à notre connaissance, il s'agit de la première étude présentant une modélisation du commerce international américain fondée sur une approche de type PAC. Appliquée au commerce extérieur, cette approche a l'avantage de tirer parti à la fois de la théorie des coûts d'ajustement de Gagnon (1989) et de la richesse empirique des modèles à correction d'erreurs de Hooper, Johnson et Marquez (2000).

Le présent document est divisé en cinq sections. La Section 2 dresse un inventaire de la littérature empirique sur les élasticités du commerce extérieur. La Section 3 décrit la spécification retenue pour chaque équation. La Section 4 expose en détail les résultats d'estimation et fait l'examen de la qualité des prévisions hors échantillon des modèles. Finalement, la Section 5 offre une conclusion et discute de quelques avenues de recherche possibles.

2. Inventaire de la littérature empirique

L'estimation de la demande d'importations relie les variations du volume des importations aux variations du revenu et des prix relatifs à l'importation. La formulation habituelle est :

$$M = f(\overset{+}{YD}, \overset{-}{PM/PD}), \tag{1}$$

où M est le volume des importations, YD est le revenu intérieur (généralement le PIB réel), PM est un indice de prix des importations et PD est un indice de prix intérieurs. Dans cette spécification, une hausse du revenu intérieur engendre une augmentation des importations. De plus, les biens et services produits au pays (vendus au prix PD) sont en concurrence avec les biens et services importés (vendus au prix PM), de sorte que les importations réagissent à la fois aux variations de PD et de PM. Le niveau de PM est influencé par celui du taux de change.

La demande d'exportations est spécifiée de manière analogue à celle des importations. Elle relie les variations du volume des exportations aux variations du revenu étranger et des prix relatifs à l'exportation. La formulation habituelle est la suivante :

$$X = f(\overset{+}{YF}, \overset{-}{PX/PF}), \qquad (2)$$

où X est le volume des exportations, YF est le revenu étranger (généralement le PIB réel étranger), PX est un indice de prix des exportations et PF est un indice de prix étrangers. Dans cette spécification, une augmentation du revenu étranger provoque une hausse des exportations. De plus, les biens et services exportés (vendus au prix PX à l'étranger) sont en concurrence avec les biens et services produits à l'étranger (vendus au prix PF), de sorte que les exportations réagissent à la fois aux variations de PX et de PF. Le niveau de PX est influencé par celui du taux de change.

La littérature portant sur l'estimation des élasticités-prix et des élasticités-revenu dans le commerce extérieur américain est abondante. Dans un ouvrage récent, Marquez (2002) fait état de pas moins de 126 études. Les estimations sont assez variables. Dans l'étude publiée en 1999, il soutient que l'élasticité-prix des importations américaines peut varier de -4,8 à -0,3 dans la littérature, alors que l'élasticité-revenu peut varier de 0,7 à 4,1. Des revues détaillées de la littérature ont également été publiées. Parmi celles-ci, il y a Marquez (1995) ainsi que Sawyer et Sprinkle (1996). Le Tableau 1 indique la moyenne des élasticités que Sawyer et Sprinkle ont recensées dans la littérature. Dans ces études, on ne distingue généralement pas les effets de court terme de ceux de long terme.

Tableau 1 : Élasticités moyennes recensées dans la littérature (Sawyer et Sprinkle 1996)

	Élasticité-prix	**Élasticité-revenu**
Importations	-0,58 (*PM/PD*)	2,14 (*YD*)
Exportations	-1,03 (*PX/PF*)	1,11 (*YF*)

En moyenne, les importations sont moins sensibles aux variations de prix relatifs que les exportations (élasticité-prix de -0,58, contre -1,03). Ce phénomène doit refléter une différence de composition entre les importations et les exportations américaines. Il peut également être lié au faible degré de propagation des incidences des variations du taux de change aux États-Unis. Les élasticités-revenu des importations et des exportations sont différentes (2,14, contre 1,11) et indiquent que les États-Unis ont une propension marginale à importer plus grande que celle des autres pays. Cela peut s'expliquer par une propension marginale à consommer plus élevée[4]. En

4. La part de la consommation dans le PIB est d'environ 70 % aux États-Unis alors qu'elle est de 56 % au Canada, de 55 % au Japon et de 56 % dans la zone euro. Gould (1994), Head et Ries (1998) ainsi que Marquez (2002) ont par ailleurs soutenu que le nombre important d'immigrants dans un pays et la préférence de ceux-ci pour des biens et services importés de leurs pays d'origine pourrait également expliquer cette différence.

théorie, les élasticités-revenu devraient être égales à l'unité à long terme. Le biais apparent observé dans les estimations des élasticités-revenu peut aussi s'expliquer par les effets de l'ouverture grandissante des États-Unis au commerce international. Alors que ce facteur est ignoré dans la littérature, nous le modélisons explicitement dans nos équations des importations et des exportations.

Les recherches plus récentes tentent de prendre en compte le fait que les flux du commerce international sont influencés par des éléments temporaires, comme des ajustement de stocks par exemple. Dans les modèles utilisés, les variables peuvent réagir de manière différente à court et à long terme à des variations de leurs déterminants. Par exemple Hooper, Johnson et Marquez (2000) ont utilisé des modèles à correction d'erreurs pour estimer les élasticités de court et de long terme dans le commerce international des pays du G7. Ces auteurs ne tiennent toutefois pas compte des effets de l'ouverture au commerce extérieur dans leur modélisation. On trouvera au Tableau 2 les résultats qu'ils ont obtenus pour les États-Unis.

Tableau 2 : Élasticités obtenues par Hooper, Johnson et Marquez (2000)

	Élasticité-prix		**Élasticité-revenu**	
	court terme	long terme	court terme	long terme
Importations	-0.6	-0.3*	2.3*	1.8*
Exportations	-0.5*	-1.5*	1.8*	0.8*

Ces résultats concordent avec ceux présentés au Tableau 1. En particulier, l'élasticité-revenu des importations est nettement supérieure à celle des exportations tant à court terme (2,3, contre 1,8) qu'à long terme (1,8, contre 0,8). Toutes choses étant égales par ailleurs, cette différence à long terme implique que les prix relatifs doivent s'ajuster continuellement afin de compenser l'effet de revenu et d'empêcher le déficit commercial d'augmenter indéfiniment[5]. Aussi, on remarque que les importations et les exportations sont plus sensibles à court terme qu'à long terme aux variations du revenu. Hooper et coll. utilisent des tests de Chow pour montrer que ces élasticités affichent une grande stabilité structurelle aux États-Unis.

Un autre élément important à considérer dans la modélisation du secteur extérieur est le fait que les flux du commerce international s'ajustent lentement aux conditions économiques. En effet, en raison des délais et des coûts propres aux opérations internationales, les firmes étrangères ont généralement plus de difficultés que les firmes basées à l'intérieur du pays à s'ajuster à un

5. Cline (1989), Hooper et Marquez (1995) ainsi que Krugman (1995) analysent cette asymétrie.

changement des conditions du marché. Les barrières linguistiques, la méconnaissance des pratiques commerciales et de la réglementation étrangères, les délais de transport et les politiques commerciales (taxes, tarifs) sont autant de sources possibles de coûts d'ajustement. Suivant cette logique, Gagnon (1989) a élaboré des modèles structurels de coûts d'ajustement qu'il a appliqués au commerce international des États-Unis. Il a trouvé que les données rejettent vivement l'hypothèse nulle d'absence de coûts d'ajustement, montrant ainsi que ces derniers jouent un rôle important dans les décisions relatives au volume d'importations et d'exportations prises par les entreprises.

Compte tenu de notre objectif d'estimer des modèles donnant des prévisions hors échantillon de bonne qualité et des résultats de Gagnon, et de Hooper et coll., nous préconisons le recours aux modèles PAC dans la modélisation du secteur extérieur américain. Du point de vue théorique, ces modèles sont plus adéquats puisqu'ils offrent une version plus générale des coûts frictionnels que ceux du modèle de Gagnon[6]. L'existence des coûts d'ajustement implique que des retards de la variable dépendante ainsi que les anticipations relatives aux conditions futures du marché devraient entrer dans la spécification de formes réduites découlant des équations 1 et 2. Or, les modèles PAC ont justement cette caractéristique. Dans les modèles PAC, les choix des agents économiques dépendent des prévisions d'un niveau désiré de la variable de décision, lequel est atteint de manière graduelle à cause de frictions. En plus d'inclure une mesure des anticipations, ces modèles ont la même richesse dynamique que les modèles à correction d'erreurs estimés par Hooper et coll. De ce fait, ils permettent de donner une certaine richesse théorique à un modèle générant des prévisions de bonne qualité.

Mentionnons par ailleurs que l'approche des PAC constitue une innovation par rapport à FRB/US. En effet, le secteur extérieur dans FRB/US est modélisé à partir de simples équations de correction des erreurs similaires à celles de Hooper et coll. La section suivante examine de façon plus détaillée la spécification des modèles PAC.

3. Spécification des modèles

Dans cette section, nous voyons brièvement les fondements des modèles PAC. Nous énumérons également les contraintes pratiques auxquelles nous faisons face dans l'estimation des équations du secteur extérieur. On trouvera des précisions d'ordre économétrique dans Gosselin et Lalonde (2003a).

6. Dans l'étude de Gagnon, l'ordre maximal des coûts d'ajustement est quadratique, tandis que, dans les modèles PAC, la spécification des coûts d'ajustement est polynomiale.

3.1 La spécification des modèles PAC

Les anticipations jouent un rôle important dans les décisions des agents économiques. Par exemple, supposons qu'on observe à un trimestre donné une augmentation des importations de biens d'équipement faites par une firme à des fins d'investissement. Comment savoir si cette augmentation provient de meilleures perspectives de ventes pour la firme ou si elle résulte simplement de la réalisation d'une planification antérieure? Bien que le modèle de Gagnon (1989) traite des coûts d'ajustement, il ne permet pas de déterminer si les fluctuations d'une variable du commerce résultent d'une modification des anticipations ou d'une réponse retardée à une planification antérieure. Les modèles PAC éliminent cette ambiguïté en décomposant de façon explicite le comportement dynamique d'une variable en mouvements induits par des changements des anticipations et en réactions retardées en raison des frictions.

Dans cette approche, les agents doivent procéder à un arbitrage entre les coûts anticipés des écarts par rapport à la valeur désirée et les coûts liés à une modification de leurs actions. Les coûts futurs anticipés sont actualisés de telle sorte que ceux associés à des périodes plus éloignées ont une influence moindre que ceux associés aux périodes plus rapprochées. Cet arbitrage se traduit par la minimisation d'une fonction de coûts exprimée sous la forme d'une somme pondérée infinie de coûts anticipés présents et futurs

$$E_{t-1}\left\{\sum_{i=0}^{\infty} B^i[\kappa_0(V_{t+i}-V^*_{t+i})^2+\kappa_1(\Delta V_{t+i})^2+\kappa_2(\Delta^2 V_{t+i})^2+\kappa_3(\Delta^3 V_{t+i})^2+\ldots]\right\}, \quad (3)$$

où $E_{t-1}\{.\}$ est une prévision des coûts fondée sur l'information disponible à la fin de la période précédente et B, un taux d'actualisation à déterminer. Le premier terme au carré dans la sommation est le coût de l'écart par rapport à l'équilibre à la période $t+i$, où κ_0 est le coût unitaire associé à cet écart; V_{t+i}, l'activité planifiée pour la période $t+i$ et V^*_{t+i}, la valeur désirée prévue pour cette période[7]. Les autres termes de cette fonction de coûts représentent les coûts frictionnels relatifs aux changements de la variable de décision anticipés pour les périodes ultérieures.

Le modèle de Gagnon (1989) suppose que la principale source de friction est représentée par le terme $\kappa_1(\Delta V_{t+i})^2$, où κ_1 est le coût unitaire des modifications du niveau de V. Les modèles PAC permettent quant à eux une description plus générale des coûts d'ajustement, puisque κ_2 représente le coût unitaire des modifications du taux de croissance de V; κ_3, le coût unitaire des

7. Le valeur désirée est celle qui serait atteinte en l'absence de coûts d'ajustement.

modifications du rythme d'accélération de V, et ainsi de suite. Tinsley (1993) a élaboré une règle de décision qui minimise (3) :

$$\Delta V_t = -a_0(V_{t-1} - V^*_{t-1}) + \sum_{j=1}^{m-1} a_j \Delta V_{t-j} + E_{t-1}\left\{\sum_{i=0}^{\infty} f_i \Delta V^*_{t+i}\right\}. \qquad (4)$$

Cette règle stipule que l'ajustement optimal à la période t, ΔV_t, dépend de trois éléments : i) l'écart entre le niveau de V et son équilibre à la période précédente, V_{t-1}-V^*_{t-1}; ii) les variations antérieures du niveau de V, ΔV_{t-j}[8] et iii) une prévision pondérée des changements à venir du niveau désiré de V, ΔV^*_{t+i}. Le niveau désiré est donné par une relation de cointégration estimée préalablement. Dans cette équation, les poids f_i sont fonction du taux d'actualisation B et des paramètres de coûts (κ_0, κ_1, κ_2, ...)[9]. À l'exception du dernier terme, la structure de (4) est semblable à celle d'une équation de correction d'erreurs. C'est en raison de l'ajout du terme d'anticipations, $E_{t-1}\{.\}$, que cette équation est souvent décrite comme un processus rationnel de correction d'erreurs [voir Kozicki et Tinsley (1999)]. Les modèles PAC donnent donc une justification théorique à la présence de retards au sein d'une équation dynamique dans un cadre où les agents optimisateurs forment des anticipations complètement rationnelles et prospectives.

3.2 Contraintes pratiques et solutions

L'estimation des équations du secteur extérieur est sujette à trois contraintes. Premièrement, le nouveau modèle de projection de l'économie américaine est un modèle à un seul bien. De ce fait, il ne permet pas de distinguer le secteur des biens échangeables de celui des biens non échangeables. Or, la productivité du travail dans le secteur des biens échangeables croît beaucoup plus rapidement que dans le secteur des biens non échangeables. Par conséquent, comme l'indique le Graphique 1 de l'Annexe 2, les prix relatifs des importations et des exportations affichent une nette tendance à la baisse[10]. Pour tenir compte de ce facteur, nous devons introduire une tendance déterministe dans les sentiers désirés des prix relatifs des exportations et des importations.

---

8. Des valeurs retardées de V au-delà de t-1 apparaîtront dans l'équation 4 seulement si l'ordre (m-1) des coûts d'ajustement est plus que quadratique. Celui-ci est déterminé empiriquement de façon à obtenir des résidus qui sont un bruit blanc.
9. Ceci signifie que l'importance relative des changements anticipés du sentier d'évolution désiré d'une variable donnée dépend directement de la nature des frictions qui caractérisent le comportement de cette variable (les κ_i). Les a_i et les f_i doivent être estimés et sont sujets à un ensemble complexe de restrictions non linéaires.
10. Pour plus de détails à ce sujet, voir Gagnon, Lavoie et Sabourin (2004).

Deuxièmement, afin que les prévisions du modèle convergent vers un équilibre stationnaire, nous devons imposer des élasticités-revenu unitaires à long terme pour les importations et les exportations. Or, la littérature empirique montre que ces élasticités sont différentes de l'unité et ne sont pas égales. Pour tenir compte des effets de la tendance à l'ouverture au commerce, nous avons ajouté le volume des échanges commerciaux entre les pays de l'OCDE dans les sentiers désirés des importations et des exportations, tout en imposant des élasticités-revenu unitaires. Les Graphiques 2 et 3 (Annexe 2) illustrent le lien de long terme entre la hausse tendancielle des importations et des exportations au sein du PIB (c.-à-d. l'ouverture au commerce) et le volume des échanges des pays de l'OCDE. Dans l'estimation du sentier désiré des importations, nous exprimons la variable dépendante en proportion de la demande intérieure privée réelle (c.-à-d. de la somme en chaîne de la consommation réelle et de l'investissement réel). Cela permet d'obtenir un coefficient unitaire pour cette variable. Nous procédons de manière similaire dans le cas du lien entre les exportations désirées et le PIB étranger.

Troisièmement, certaines composantes du bloc du secteur extérieur comportent des variables de source étrangère. Les données n'étant disponibles qu'à partir de 1979, nous sommes contraints d'estimer les équations sur une période relativement courte, soit du troisième trimestre de 1979 au deuxième trimestre de 2002. L'Annexe 1 contient une définition de chacune des variables utilisées dans la présente étude.

4. Estimation et résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats d'estimation des sentiers désirés et des équations dynamiques PAC, comme à l'équation 4. Nous employons le test de Saikkonen (1991) pour vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du sentier désiré. Ce test est compatible avec la méthode d'estimation préconisée, soit celle de Stock et Watson (1993). L'utilisation de la méthode de Stock et Watson vise à tenir compte de l'endogénéité possible des régresseurs dans l'espace de cointégration. C'est un élément à considérer, compte tenu de l'importance des États-Unis dans le commerce international[11].

Nous comparons nos résultats d'estimation à ceux d'un modèle à correction d'erreurs (MCE) similaire à celui de Hooper et coll. Ce modèle repose sur la même relation de long terme que celle du PAC, mais n'est pas soumis aux restrictions inhérentes aux PAC. Aussi, nous analysons la

11. Marquez (2002) note que les États-Unis sont au premier rang du commerce international avec des parts de marché de 24 % pour les exportations et 32 % pour les importations dans le commerce international des pays du G7.

qualité des prévisions des modèles PAC par rapport à celles d'un MCE et d'un modèle autorégressif (AR).

4.1 Importations réelles

La relation de long terme suivante décrit le comportement des importations désirées (en logarithmes) :

$$M_t^* = \alpha + \beta_1 DEM_t + \beta_2 OUV_t + \beta_3 PM_t, \qquad (5)$$

où M_t^* est le niveau des importations totales désirées, DEM_t est la demande intérieure privée, OUV_t est l'ouverture au commerce et PM_t est le prix relatif des importations. Le test de Saikkonen indique qu'on rejette facilement l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, et ce, même à un seuil de 1 % (Tableau 3). La demande intérieure a un coefficient imposé à 1. L'ouverture au commerce a un coefficient de 0,53, résultat qui illustre la hausse tendancielle des importations au sein du PIB. Le résultat concernant l'élasticité-prix des importations indique qu'une hausse permanente de 1 % des prix à l'importation provoque une baisse du volume des importations du même ordre. Cette valeur dépasse celle de Hooper et coll. (-0,3)[12].

Tableau 3 : Sentier désiré des importations

Régresseurs	Coefficients
Constante	-1,0549
Demande intérieure privée[a]	1,0000
Ouverture du commerce	0,5324
Prix relatifs à l'importation	-0,9911
Test de cointégration	-6,2734[b]

a. Consommation plus investissement, valeur imposée
b. Valeur critique de -3,81 à un seuil de 10 %

12. Leur estimation est probablement biaisée par le fait qu'elle ne tient pas compte des effets de l'ouverture au commerce.

Le Tableau 4 expose les résultats d'estimation des équations dynamiques PAC et MCE du taux de croissance des importations, qui utilisent le sentier désiré du Tableau 3. Le Graphique 4 à l'Annexe 2 montre que les paramètres de l'équation PAC affichent une grande stabilité structurelle, un résultat qui est compatible avec ceux de Hooper et coll. À -0,25, le coefficient du déséquilibre dans le PAC est statistiquement significatif et relativement élevé (soit un ajustement de 25 % par trimestre). Il y a donc peu de coûts d'ajustement[13]. Avec m=2, le PAC ne contient qu'un seul retard de la variable dépendante et ce dernier a un coefficient positif de 0,09. Le terme des anticipations prospectives s'établit à 0,91 de sorte que ces deux derniers coefficients somment à 1[14]. Ce terme correspond à la somme des poids prospectifs (les f_i) rattachés aux variations du sentier désiré prévu. C'est le principal élément qui distingue les PAC des MCE.

L'ajustement graduel est le principal motif amenant les agents économiques à être prospectifs. L'horizon pertinent de prévision doit donc s'allonger à mesure qu'augmente le délai nécessaire pour que le niveau désiré soit atteint. Si l'ajustement est très lent, les décisions prises aujourd'hui sont davantage influencées par les anticipations portant sur une période éloignée, ce qui signifie qu'un poids plus grand est accordé aux évènements anticipés pour des périodes lointaines. von zur Muehlen (2001) montre que le *niveau* optimal d'une variable peut s'écrire comme une moyenne pondérée infinie de valeurs passées et futures du *niveau* du sentier désiré :

$$V_t = E_{t-1}\left\{\sum_{i=-\infty}^{\infty} w_i V^*_{t+i}\right\}, \tag{6}$$

où la somme des w_i, qui indiquent l'importance relative des valeurs passées et futures de V^* dans les décisions courantes est égale à 1. On remarque au Graphique 8 que l'ajustement des importations est très rapide puisque la courbe des poids prospectifs (les w_i futurs) a une ordonnée à l'origine élevée et qu'elle converge rapidement vers zéro. Pour un horizon fini, von zur Muehlen calcule l'horizon prospectif moyen (HPM) de manière approximative avec la formule suivante :

$$HPM = \sum_{i=0}^{T} i\left(w_i \Big/ \left(\sum_{i=0}^{T} w_i\right)\right). \tag{7}$$

13. Par comparaison, les coûts d'ajustement sont typiquement plus élevés dans le cas des dépenses des ménages et de l'investissement des entreprises, car on trouve respectivement des coefficients d'ajustement de l'ordre de -0,10 et de -0,05 pour ces variables (Gosselin et Lalonde, 2003a et 2003b).
14. Il s'agit d'une restriction. Dans le but d'assurer une convergence à long terme du taux de croissance des importations et du PIB potentiel, la somme des coefficients des variables qui croissent à l'équilibre est contrainte à 1. Nous procédons de la même manière dans le cas des exportations.

Le HPM des importations est de 3,72 trimestres. Le niveau désiré des importations dans un futur lointain a donc relativement peu d'importance dans les décisions courantes relatives aux importations.

L'ajout de la première différence de l'écart de production[15] permet à la propagation d'un choc affectant cette variable de s'expliquer par les mêmes mécanismes que les autres chocs touchant les importations (c.-à-d. les coûts d'ajustement et les anticipations prospectives). Cela s'avère nécessaire, car l'élasticité-revenu des importations est beaucoup plus élevée à très court terme qu'à long terme. Le coefficient positif et significatif de cette variable confirme cette explication.

Les résultats sont similaires dans le cas du MCE. Le coefficient d'ajustement est du même ordre de grandeur que celui du PAC. Ce modèle contient aussi une constante positive. Le coefficient du changement de l'écart de production est un peu plus élevé que celui du PAC. Le pouvoir explicatif des deux modèles est équivalent puisque le pourcentage de variance expliquée est d'environ 55 % dans les deux cas. Les résidus sont un bruit blanc dans les deux modèles, car on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance temporelle des erreurs selon la statistique de Ljung-Box. De plus, pour le modèle PAC, on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'anticipations rationnelles[16].

Tableau 4 : Équations dynamiques des importations[a]

Régresseurs	PAC		MCE	
	Coefficients	Statistique t	Coefficients	Statistique t
Constante	–	–	0,02	6,20
$imp_{t-1} - imp^*_{t-1}$	-0,25	-4,69	-0,28	-4,88
Δimp_{t-1}	0,09	–	-0,06	-0,51
$E_t \Sigma f_i \Delta imp^*_{t+i}$	0,91	–	–	–
Δgap_{t-1}	1,69	6,18	2,13	6,04
R^2	54 %		55 %	
LB-Q(1)	0,75		0,48	
LB-Q(4)	0,26		0,61	
H_0: Ant. rationnelles	0,79		–	

a. L'absence d'une statistique t pour certains régresseurs provient de restrictions entre les paramètres.

15. L'écart de production américain est estimé à l'aide de l'approche éclectique (Gosselin et Lalonde, 2002).
16. On effectue ce test en régressant les résidus de l'équation dynamique du PAC sur des retards de la différence première des variables du sentier désiré et en calculant la statistique *F* d'exclusion des paramètres. Voir Gosselin et Lalonde (2003a) pour les détails de ce test.

Le Tableau 5 présente les résultats de prévisions hors échantillon pour des horizons de 4 et 8 trimestres à l'avance obtenues par l'estimation répétée des modèles entre le premier trimestre de 1993 et le deuxième trimestre de 2002. En plus du MCE, nous comparons les résultats à ceux d'un AR. Le PAC génère des erreurs de prévision inférieures, les ratios des racines de l'erreur quadratique moyenne (REQM) étant tous inférieurs à 1. Cependant, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que le REQM du PAC est statistiquement identique à celui du MCE selon le test de Diebold-Mariano (2002). Notons que le REQM du PAC à 8 trimestres est légèrement inférieur à celui à 4 trimestres. Cela s'explique par le fait qu'on suppose connu le sentier désiré dans l'exercice de prévision et que cet ancrage améliore les prévisions[17]. Cette hypothèse tient aussi dans le MCE.

Tableau 5 : Erreurs de prévision hors échantillon des importations

Nombre de trimestres à l'avance	REQM du PAC	REQM du PAC / REQM du AR	REQM du PAC / REQM du MCE
4	0,027	0,45**[a]	0,95
8	0,026	0,28***	0,91

a. Tests de Diebold-Mariano : rejet de H_0 : le REQM du modèle est statistiquement identique à celui du modèle alternatif à un seuil de 1 % (***) et de 5 % (**).

Le Tableau 6 expose les valeurs *p* des tests imbriqués[18]. Le PAC est supérieur au AR puisque, peu importe l'horizon, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle que le PAC améliore la prévision du AR et on rejette l'hypothèse nulle que le AR peut améliorer la prévision du PAC. De plus, on conclut que le PAC permet d'améliorer la prévision du MCE, mais que le MCE peut également améliorer la prévision du PAC à 4 trimestres. Ce résultat concorde avec celui du test de Diebold-Mariano.

17. L'exercice a également été fait en prévoyant le sentier désiré à l'aide d'un AR. Dans ce cas, l'erreur à 8 trimestres est supérieure à celle à 4 trimestres. Ceci n'affecte pas les résultats du point de vue qualitatif.
18. La discussion qui suit est faite avec un seuil des tests de 10 %.

Tableau 6 : Tests imbriqués des importations

Nombre de trimestres à l'avance	B: modèle AR	B: MCE
H_0: PAC améliore B		
4	0.75	0.49
8	0.94	0.41
H_0: B améliore PAC		
4	0.00	0.14
8	0.00	0.04

4.2 Prix relatifs à l'importation

L'équation des prix relatifs à l'importation jouera un rôle important dans le futur modèle de projection. En plus de faire partie de la spécification du sentier désiré des importations et de servir à l'agrégation de Fisher[19], les prix relatifs à l'importation entreront dans la courbe de Phillips comme variable reflétant les effets de l'inflation « importée ». La série chronologique des prix relatifs à l'importation est obtenue en divisant les prix des importations par le dégonfleur du PIB américain. La relation de long terme suivante décrit le comportement des prix relatifs à l'importation désirés (en logarithmes) :

$$PM_t^* = \gamma + \delta_1 CHNG_t + \delta_2 TEND_t + \delta_3 PTRL_t, \qquad (8)$$

où PM_t^* est le prix relatif désiré des importations, $CHNG_t$, le niveau du taux de change réel effectif, $TEND_t$, une tendance déterministe et $PTRL_t$, le prix relatif du pétrole. Les prix relatifs à l'importation affichent une tendance négative marquée. De même, nous trouvons que cette variable est cointégrée avec les variables susmentionnées (Tableau 7). Le taux de change réel a un coefficient négatif de -0,37, ce qui signifie qu'une hausse (appréciation) permanente de 1 % du taux de change réel provoque une baisse de 0,37 % des prix relatifs à l'importation. Comme on vient de le voir, les importations ont une élasticité quasi unitaire négative par rapport aux prix relatifs à l'importation à long terme. Cela implique donc qu'une telle hausse du taux de change réel provoque également une hausse de 0,37 % des importations.

19. L'agrégation de Fisher sera employée pour compiler le PIB *réel* à partir de l'identité des Comptes nationaux.

Le sentier désiré des prix à l'importation est également fonction d'une tendance déterministe négative égale à -0,0054. Cette valeur illustre la pente négative de la série. Cette tendance reflète probablement le fait que la productivité de la main-d'œuvre est plus forte dans le secteur des biens échangeables que dans le secteur des biens non échangeables (dominé par les services). Dans ce contexte, nous utilisons une tendance déterministe pour capter ces différences intersectorielles entre les niveaux de la productivité de la main-d'œuvre. Finalement, le prix relatif du pétrole affecte positivement le prix des biens importés à long terme.

Tableau 7 : Sentier désiré des prix à l'importation

Régresseurs	Coefficients
Constante	1,78
Taux de change réel	-0,37
Tendance	-0,0054
Prix relatif du pétrole	0,13
Test de cointégration	-4,14[a]

a. Valeur critique de -3,81 à un seuil de 10 %

Le Tableau 8 expose les résultats d'estimation des équations dynamiques PAC et MCE du taux de croissance des prix relatifs à l'importation, lesquelles utilisent le sentier désiré ci-dessus. Tout comme pour les importations, le Graphique 5 en annexe montre que les coefficients l'équation PAC sont très stables. Les coûts d'ajustement sont très faibles ici aussi, le coefficient du déséquilibre étant statistiquement significatif et élevé (29 % par trimestre). Avec m=2, le PAC ne contient qu'un seul retard de la variable dépendante et ce dernier a un coefficient positif de 0,07.

Le terme des anticipations prospectives s'établit à 0,93. Le Graphique 8 montre que l'ajustement des prix à l'importation est très rapide. Le HPM est de 3,23 trimestres, ce qui est légèrement inférieur à celui des importations. Le niveau de l'écart de production n'entre pas dans la spécification du PAC. Toutefois, la variation contemporaine du prix relatif du pétrole affecte positivement la dynamique des prix relatifs à l'importation à très court terme.

Tableau 8 : Équations dynamiques des prix à l'importation

Régresseurs	PAC		MCE	
	Coefficients	Statistique t	Coefficients	Statistique t
Constante	–	–	-0,0049	-7,14
$pimp_{t-1} - pimp^*_{t-1}$	-0,29	-9,71	-0,26	-6,17
$\Delta pimp_{t-1}$	0,07	–	0,16	2,49
$E_t \Sigma f_i \Delta pimp^*_{t+i}$	0,93	–	–	–
gap_{t-1}	–	–	0,14	2,59
$\Delta rwti_t$	0,09	9,83	0,12	13,59
R^2	61 %		56 %	
LB-Q(1)	0,69		0,94	
LB-Q(4)	0,67		0,46	
H_0: Ant. rationnelles	0,11		–	

Le coefficient d'ajustement est légèrement inférieur (-0,26) dans le cas du MCE. Le MCE contient aussi une constante négative. Aussi, l'écart de production et le changement du prix relatif du pétrole sont tous les deux positifs et significatifs. Fait à noter, le pouvoir explicatif du PAC est supérieur à celui du MCE (61 % contre 56 %). Dans les deux modèles, les résidus ne sont pas autocorrélés et, pour le modèle PAC, on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'anticipations rationnelles.

Le Tableau 9 présente les résultats de prévision hors échantillon sur la période 1993T1-2002T2. La qualité des prévisions générées par cette équation est impressionnante. Dans tous les cas, le PAC génère des erreurs de prévision largement inférieures à celles des modèles alternatifs, puisque les ratios des REQM se situent entre 0,32 et 0,56. Aussi, nous rejetons l'hypothèse nulle que le REQM du PAC est statistiquement identique à celui des deux modèles alternatifs selon le test de Diebold-Mariano, et ce, à des seuils de 1 à 5 %. Le REQM du PAC à 8 trimestres est identique à celui à 4 trimestres. Encore ici, cela provient du fait qu'on suppose connu le sentier désiré dans l'exercice de prévision et que cet ancrage améliore les prévisions. Les prévisions du MCE reposent sur la même hypothèse. L'exceptionnelle tenue de l'équation dynamique du prix relatif des importations est probablement imputable à la grande stabilité structurelle des paramètres.

Tableau 9 : Erreurs de prévision hors échantillon des prix à l'importation

Nombre de trimestres à l'avance	REQM du PAC	REQM du PAC / REQM du AR	REQM du PAC / REQM du MCE
4	0,016	0,48***[a]	0,56***
8	0,016	0,32**	0,52***

a. Tests de Diebold-Mariano : rejet de H_0 : le REQM du modèle est statistiquement identique à celui du modèle alternatif à un seuil de 1 % (***) et de 5 % (**).

Le Tableau 10 expose les résultats des tests imbriqués. Ici aussi, les résultats indiquent que le PAC produit des prévisions d'une grande qualité. Dans tous les cas, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle que le modèle PAC améliore les prévisions des modèles alternatifs. On trouve également que le AR et le MCE ne peuvent pas améliorer les prévisions du PAC.

Tableau 10 : Tests imbriqués des prix à l'importation

Nombre de trimestres à l'avance	B: modèle AR	B: MCE
H_0: PAC améliore B		
4	0,12	0,94
8	0,16	0,91
H_0: B améliore PAC		
4	0,00	0,00
8	0,03	0,02

4.3 Exportations réelles

Idéalement, nous aurions voulu que le sentier désiré des exportations soit fonction du PIB étranger, de l'ouverture des marchés mondiaux et du ratio du prix des exportations (exprimé en devises étrangères) aux prix étrangers. Or, les résultats ne se sont pas avérés satisfaisants. Notamment, la stabilité des paramètres et la qualité des prévisions hors échantillon des modèles PAC et MCE étaient largement inférieures à celles issues de spécifications alternatives du sentier désiré. Ainsi, au sein des modèles affichant les meilleures performances, le sentier désiré des exportations (X_t^*) est fonction du PIB étranger ($YETR_t$), du taux de change réel effectif ($CHNG_t$)

et de l'ouverture des marchés mondiaux (OUV_t). La relation de long terme suivante décrit le comportement des exportations désirées (en logarithmes) :

$$X_t^* = \lambda + \mu_1 YETR_t + \mu_2 CHNG_t + \mu_3 OUV_t. \qquad (9)$$

Les tests de cointégration de Saikkonen montrent que le niveau des exportations est cointégré avec ces variables à un seuil de 10 %. Les résultats de l'estimation du sentier désiré des exportations sont présentés au Tableau 11. Rappelons qu'afin d'assurer la stabilité du solde commercial à l'équilibre, l'élasticité des exportations au revenu étranger[20] est contrainte à être égale à 1. On trouve qu'une appréciation permanente de 1 % du taux de change réel entraîne une diminution permanente de 0,67 % des exportations. À l'équilibre, la réaction à une variation du taux de change réel est plus grande en valeur absolue dans le cas des exportations que dans le cas des importations (0,67 %, contre 0,37 %), ce qui est compatible avec les résultats de Hooper et coll.

Le coefficient de l'ouverture au commerce est plus élevé dans le cas des exportations que celui des importations (1,17, contre 0,53). Or, on s'attendrait au contraire, puisque la tendance haussière des importations est plus prononcée que celle des exportations. Cette différence s'explique par la présence des prix relatifs dans l'équation des importations qui capte une partie de la tendance des importations. Il s'agit d'un problème de qualité des données. En raison d'un bris structurel marqué en milieu d'échantillon, la série des prix relatifs à l'exportation n'entre pas dans le vecteur de cointégration. Nous avons fait un test en imposant une tendance déterministe équivalente à celle des prix relatifs à l'exportation. Dans ce cas, le coefficient du taux de change est peu affecté et la relation de cointégration est maintenue.

Tableau 11 : Sentier désiré des exportations

Régresseurs	Coefficients
Constante	11,34
PIB étranger[a]	1,00
Taux de change réel	-0,67
Ouverture du commerce	1,17
Test de cointégration	-3,90[b]

a. Valeur imposée
b. Valeur critique de -3,81 à un seuil de 10 %

20. Le revenu étranger est donné par une moyenne pondérée des PIB des principaux partenaires commerciaux des États-Unis; soit le Canada, la zone euro, le Royaume-Uni ainsi que le Japon.

Les résultats de l'estimation des équations dynamiques PAC et MCE du taux de croissance des exportations sont présentés au Tableau 12. Dans l'équation PAC, *m* est égal à 3, et le deuxième retard est statistiquement significatif. De plus, l'ajustement des exportations vers la valeur désirée est relativement rapide, puisque le coefficient d'ajustement est égal à -0,17. Cette valeur est toutefois inférieure (en valeur absolue) à celle obtenue pour les importations (-0,25). La rapidité de l'ajustement dynamique est visible au Graphique 8. Le HPM est de 5,22 trimestres, une valeur supérieure à celle des importations. La première différence de l'écart de production étranger[21] est introduite dans l'équation dynamique des exportations pour tenir compte du fait que l'élasticité-revenu des exportations est plus élevée à très court terme qu'à long terme. Le coefficient associé à cette variable est positif et statistiquement significatif. De plus, sa valeur est proche de celle obtenue pour le coefficient de la première différence de l'écart de production américain au sein de l'équation dynamique des importations.

Les résultats du MCE sont encore une fois similaires à ceux du modèle PAC. Le coefficient d'ajustement est cependant légèrement inférieur. Les R^2 des deux modèles sont pratiquement identiques (42 et 43 %), il n'y a pas d'autocorrélation des résidus et nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle que les anticipations sont rationnelles dans le cas du PAC. Finalement, le Graphique 6 montre qu'à l'exception du coefficient associé à la première différence de l'écart de production étranger, les coefficients de l'équation PAC affichent une très grande stabilité au cours de la période récente.

21. L'écart de production étranger est estimé à l'aide d'un simple filtre HP.

Tableau 12 : Équations dynamiques des exportations

Régresseurs	PAC		MCE	
	Coefficients	Statistique t	Coefficients	Statistique t
Constante	–	–	0,01	4,50
$expo_{t-1} - expo^*_{t-1}$	-0,17	-4,04	-0,22	-4,77
$\Delta expo_{t-1}$	-0,05	–	-0,008	-0,08
$\Delta expo_{t-2}$	0,20	3,05	0,20	2,25
$E_t \Sigma f_i \Delta expo^*_{t+i}$	0,84	–	–	–
$\Delta fgap_{t-1}$	1,76	3,65	1,87	3,53
R^2	42 %		43 %	
LB-Q(1)	0,60		0,89	
LB-Q(4)	0,65		0,62	
H_0: Ant. rationnelles	0,71		–	

Selon les résultats des exercices de prévision hors échantillon effectués sur la période 1993T1-2002T2 et présentés au Tableau 13, les tests de Diebold-Mariano montrent que les erreurs de prévision générées par le modèle PAC sont statistiquement inférieures à celles issues du modèle autorégressif. Toutefois, elles ne sont pas statistiquement différentes de celles générées par le modèle ECM. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où les REQM des deux modèles sont pratiquement identiques. Les tests imbriqués présentés au Tableau 14 confirment les résultats obtenus à l'aide des tests de Diebold-Mariano.

Tableau 13 : Erreurs de prévision hors échantillon des exportations

Nombre de trimestres à l'avance	REQM du PAC	REQM du PAC / REQM du AR	REQM du PAC / REQM du MCE
4	0,039	0,61**[a]	0,97
8	0,042	0,51**	0,99

a. Tests de Diebold-Mariano : rejet de H_0 : le REQM du modèle est statistiquement identique à celui du modèle alternatif à un seuil de 5 % (**) et de 10 % (*).

Tableau 14 : Tests imbriqués des exportations

Nombre de trimestres à l'avance	B: modèle AR	B: MCE
H_0: PAC améliore B		
4	0,58	0,08
8	0,80	0,11
H_0: B améliore PAC		
4	0,05	0,19
8	0,02	0,41

4.4 Prix relatifs à l'exportation

Mentionnons d'emblée que l'utilité d'une modélisation des prix relatifs à l'exportation est limitée dans le cadre de la projection américaine, puisque cette variable servira uniquement à effectuer l'agrégation de Fisher dans la construction du PIB réel. Idéalement, nous aurions voulu que les prix relatifs à l'exportation soient définis comme le ratio des prix à l'exportation (en devises étrangères) au prix étrangers. Or, nous faisons face au problème de données que nous avons décrit à la section précédente (bris structurel). D'un point de vue empirique, les meilleures spécifications que nous avons obtenues utilisent une série chronologique des prix relatifs à l'exportation compilée en divisant les prix des exportations par le dégonfleur du PIB américain.

À première vue, le comportement des prix relatifs à l'exportation illustré au Graphique 1 de l'Annexe 2 donne à penser que cette série est stationnaire autour d'une tendance. Or, lorsqu'on effectue un test de racine unitaire autour d'une tendance, on obtient une statistique de Dickey-Fuller de -3,23. Les valeurs critiques de ce test étant de -3,15 et -3,45 aux seuils de 10 % et 5 % respectivement, nous concluons que la série des prix à l'exportation est stationnaire autour d'une tendance à un seuil de 10 %, mais pas à un seuil de 5 %.

À la lumière de ce résultat, nous avons effectué des tests de cointégration entre cette variable (PX_t), le taux de change réel effectif ($CHNG_t$), ainsi qu'une tendance ($TEND_t$), comme dans l'équation suivante (en logarithmes) :

$$PX_t^* = \phi + \theta_1 CHNG_t + \theta_2 TEND_t . \qquad (10)$$

Dans ce cas, le résidu obtenu est stationnaire, comme l'indique le test de Saikkonen, et ce, même à un seuil de 1 % (Tableau 15). L'inclusion du taux de change dans cette relation de cointégration peut s'expliquer par la présence au sein des biens exportés d'un contenu importé[22]. Dans un tel

cas, une appréciation permanente de la devise fait diminuer les prix relatifs à l'importation, ce qui, par ricochet, permet de faire baisser à long terme le prix des biens exportés. Les résultats indiquent que le contenu importé représenterait environ 8 % des biens exportés. Comme nous le prévoyions, la tendance estimée est négative, ce qui reflète encore une fois la productivité relativement plus élevée du secteur des biens échangeables. Fait à noter, le coefficient associé à la tendance déterministe des prix relatifs à l'exportation (-0,0058) est virtuellement identique à celui de la tendance déterministe des prix relatifs à l'importation (-0,0054).

Tableau 15 : Sentier désiré des prix à l'exportation

Régresseurs	Coefficients
Constante	0,88
Taux de change réel	-0,08
Tendance	-0,0058
Test de cointégration	-5,12[a]

a. Valeur critique de -3,50 à un seuil de 10 % et de -3,78 à 5 %

Les résultats de l'estimation des équations dynamiques PAC et MCE du taux de croissance des prix relatifs à l'exportation sont présentés au Tableau 16. En raison du fait que le taux de croissance du sentier désiré est pratiquement égal à une constante, les deux modèles donnent des résultats presque identiques. En effet, au sein du PAC le sentier désiré des prix à l'exportation est très stable de sorte que les changements à venir du sentier se prévoient relativement bien avec une simple constante. Par conséquent, le terme d'anticipations prospectives associé au PAC peut s'approximer par une constante. Or, cette constante est présente au sein du MCE. La quasi-absence de variations stochastiques du sentier désiré a pour effet de générer des écarts persistants et importants entre le niveau et le sentier désiré du prix relatif des exportations. L'ajustement du niveau vers le sentier d'équilibre est, par conséquent, relativement lent. En effet, le coefficient d'ajustement se fixe à -0,08 dans le PAC et le HPM est de 9,22 trimestres. La courbe de l'ajustement dynamique prospectif présentée au Graphique 8 est aplatie, ce qui témoigne de la lenteur de l'ajustement de cette composante par rapport à celui des autres composantes du commerce extérieur. Un autre signe de cette lenteur est la somme élevée (0,57) des coefficients autorégressifs. Tout comme pour le prix relatif des importations, le changement du prix relatif du pétrole a un coefficient positif et statistiquement significatif. Ce résultat donne à penser que les

22. C'est notamment le cas des voitures.

firmes ont tendance à court terme à « refiler » ce choc de prix à l'étranger. Dans les deux modèles, la statistique de Ljung-Box indique que les résidus sont un bruit blanc. Aussi, pour le modèle PAC, on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'anticipations rationnelles. Le R^2 des deux équations est identique et s'établit à 44 %.

Tableau 16 : Équations dynamiques des prix à l'exportation

Régresseurs	PAC		MCE	
	Coefficients	**Statistique t**	**Coefficients**	**Statistique t**
Constante	–	–	-0,0026	-3,21
$pex_{t-1} - pex^*_{t+i}$	-0,08	-3,26	-0,09	-3,31
Δpex_{t-1}	0,39	3,54	0,38	3,49
Δpex_{t-2}	0,18	1,47	0,16	1,37
$E_t \Sigma f_i \Delta pex^*_{t+i}$	0,76	–	–	–
$\Delta rwti_t$	0,015	5,20	0,015	5,01
R^2	44 %		44 %	
LB-Q(1)	0,75		0,74	
LB-Q(4)	0,68		0,66	
H_0: Ant. rationnelles	0,60		–	

Le Graphique 7 à l'Annexe 2 montre que les coefficients de l'équation PAC affichent une très grande stabilité au cours de la période récente. Selon les résultats des exercices de prévision hors échantillon effectués sur la période 1993T1-2002T2 et présentés aux Tableaux 17 et 18, les Tests de Diebold-Mariano et les tests imbriqués montrent que les erreurs de prévision générées pas le modèle PAC sont statistiquement inférieures à celles issues du modèle autorégressif. Toutefois, comme nous pouvions nous y attendre, elles ne sont pas statistiquement différentes de celles générées par le MCE

Tableau 17 : Erreurs de prévision hors échantillon des prix à l'exportation

Nombre de trimestres à l'avance	REQM du PAC	REQM du PAC / REQM du AR	REQM du PAC / REQM du MCE
4	0,0116	0,8481***[a]	1,0152
8	0,0175	0,7529***	1,0628

a. Tests de Diebold-Mariano : rejet de H_0 : le REQM du modèle est statistiquement identique à celui du modèle alternatif à un seuil de 1 % (***).

Tableau 18 : Tests imbriqués des prix à l'exportation

Nombre de trimestres à l'avance	B: modèle AR	B: MCE
H_0 : PAC améliore B		
4	0,146	0,556
8	0,438	0,413
H_0 : B améliore PAC		
4	0,000	0,944
8	0,003	0,646

5. Conclusion et avenues de recherche

Dorénavant, nous utiliserons, dans les prévisions effectuées à l'aide du nouveau modèle de projection de l'économie américaine, des équations PAC pour la modélisation du secteur extérieur. Comme nous l'avons vu, ces modèles répondent aux cinq objectifs mentionnées en introduction. Ils offrent une bonne richesse théorique et produisent des prévisions d'une qualité au moins aussi bonne, sinon meilleure, que celle des modèles alternatifs. Compte tenu de la portée limitée des prix à l'exportation dans le processus de projection, il est possible que l'on choisisse le MCE pour cette variable, puisque celui-ci est plus simple à utiliser et qu'il est virtuellement identique au PAC du point de vue empirique.

Le déficit de la balance courante a plus que triplé au cours des dix dernières années. Il a atteint une proportion record de 5,2 % du PIB nominal au premier trimestre de 2003. Ce ratio ayant franchi la valeur de 5 %, communément reconnue comme le seuil à partir duquel une correction

s'enclenche dans les économies industrialisées (Freund, 2000), plusieurs observateurs doutent qu'un tel déficit soit soutenable. Le déficit de la balance commerciale est la principale source du déséquilibre de la balance courante. La simulation du nouveau modèle de projection de l'économie américaine permettra d'examiner différents scénarios reliés à cet enjeu. Par exemple, en faisant certaines hypothèses sur les différentiels de croissance de la productivité à long terme, via leurs effets sur le taux de change, on pourra établir un ancrage pour le ratio de l'endettement net étranger au PIB. De ce fait, on pourra déduire des profils soutenables pour les importations et les exportations.

Les équations du bloc du secteur extérieur sont établies dans un cadre où les agents optimisateurs forment des anticipations complètement rationnelles et prospectives. Par exemple, on a vu qu'en plus des coûts d'ajustement, le taux de croissance du sentier désiré futur des importations affecte la dynamique des importations. Or, ce sentier dépend de prévisions de la demande intérieure privée, lesquelles seront issues des prévisions des blocs de la consommation et de l'investissement des entreprises[23]. Par conséquent, les simulations décrites ci-dessus ne pourront être effectuées que lorsque toutes les composantes du nouveau modèle de projection seront en place.

Par ailleurs, l'estimation du bloc du secteur extérieur en termes bilatéraux (États-Unis-Canada) pourrait constituer une avenue de recherche supplémentaire. Ainsi, on pourrait déterminer directement les effets de la projection des importations américaines sur l'économie canadienne.

En outre, compte tenu de l'augmentation notoire de la part de marché de la Chine dans le commerce avec les États-Unis, il est permis de penser qu'une nouvelle spécification des équations à partir de mesures plus larges de la demande étrangère et du taux de change réel effectif (qui incluraient les pays d'Asie par exemple) pourrait être fructueuse.

23. Les prévisions de sentiers désirés sont présentement fournies par des modèles VAR « satellites ».

BIBLIOGRAPHIE

Brayton, F., P. Tinsley (1996). « A Guide to FRB/US: A Macroeconomic Model of the United States », *Finance and Economics Discussion Series*, n° 1996-42, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Cline, W. R. (1989). « United States External Adjustment and the World Economy », Institute for International Economics, Washington D.C.

Diebold, F. X., et R. S. Mariano (2002). « Comparing Predictive Accuracy », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, n° 1, p. 134-144.

Freund, C. L. (2000). « Current Account Adjustment in Industrialized Countries », *International Finance Discussion Paper*, n° 692. Federal Reserve Board.

Gagnon, E., S. Lavoie et P. Sabourin (2004), « L'évolution comparative des prix des services et des biens compris dans l'IPC », *Revue de la Banque du Canada*, hiver 2003-2004, Ottawa.

Gagnon, J. E. (1989). « Adjustment Costs and International Trade Dynamics », *Journal of International Economics*, vol. 26, n° 3/4, p. 327-344.

Gosselin, M.-A., et R. Lalonde (2003a), « Un modèle « PAC » d'analyse et de prévision des dépenses des ménages américains », document de travail n° 2003-13, Banque du Canada, Ottawa.

——— (2003b), « Business Investment in the New U.S. Projection Model », miméo, Banque du Canada, Ottawa.

Gosselin, M.-A., et R. Lalonde (2002), « Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel américain », document de travail n° 2002-36, Banque du Canada, Ottawa.

Gould, D. (1994). « Immigration Links to the Home Country: Empirical Implications for U.S. Bilateral Trade Flows », *Review of Economics and Statistics*, vol. 76, n° 2, p. 302-316.

Head, K., J. Ries (1998). « Immigration and Trade Creation: Econometric Evidence from Canada », *Canadian Journal of Economics*, vol. 31, n° 1, p. 302-316.

Hooper, P., K. Johnson et J. Marquez (2000). « Trade Elasticities for the G-7 Countries », *Princeton Studies in International Economics*, n° 87, août.

Hooper, P., et J. Marquez (1995). « Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan ». *In* : *Understanding Interdependence*, sous la direction de P. B. Kenen, Princeton University Press.

Kozicki, S., et P. A. Tinsley (1999). « Vector Rational Error Correction », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 23, n° 9-10, p. 1299-1327.

Krugman, P. R. (1995). « What Do We Need to Know about the International Monetary System ». *In* : *Understanding Interdependence*, sous la direction de P. B. Kenen, Princeton University Press.

Lalonde, R., et P. Sabourin (2003). « Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain », document de travail n° 2003-3, Banque du Canada, Ottawa.

Lalonde, R. (2003). « Le secteur gouvernemental dans le nouveau modèle de projection de l'économie américaine », miméo, Banque du Canada, Ottawa.

Marquez, J. (1995). « A Century of Trade Elasticities for Canada, Japan, and the United States », *International Finance Discussion Paper*, n° 531. Federal Reserve Board.

Marquez, J. (1999). « Long-Period Trade Elasticities for Canada, Japan, and the United States », *Review of International Economics*, vol. 7, n° 1, p. 102-116.

Marquez, J. (2002). « Estimating Trade Elasticities », *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, vol. 39, Kluwer Academic Publishers.

Saikkonen, P. (1991). « Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regression », *Econometric Theory*, vol. 7, n° 1, p. 1-21.

Sawyer, W. C., et R. L. Sprinkle (1996). « The Demand for Imports and Exports in the U.S.: A Survey », *Journal of Economics and Finance*, vol. 20, n° 1, p. 147-178.

Stock, J. H., et M. W. Watson (1993). « A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order of Integrated Systems », *Econometrica*, vol. 61, n° 4, p. 783-820.

Tinsley, P. A. (1993). « Fitting Both Data and Theories: Polynomial Adjustment Costs and Error-Correction Decision Rules », *Finance and Economics Discussion Series*, n° 1993-21, Board of Governors of the Federal Reserve System.

von zur Muehlen, P. (2001). « The Effect of Past and Future Economic Fundamentals on Spending and Pricing Behaviour in the FRB/US Macroeconomic Model », *Finance and Economics Discussion Series*, n° 2001-12, Board of Governors of the Federal Reserve System.

ANNEXE 1 : Définition des données

Échantillon :

Du troisième trimestre de 1979 au deuxième trimestre de 2002

Variables dépendantes :

- Importations réelles :

Importations totales de biens et services (comptes nationaux)

- Exportations réelles :

Exportations totales de biens et services (comptes nationaux)

- Prix relatifs à l'importation :

Prix des biens et services importés / dégonfleur du PIB américain

- Prix relatifs à l'exportation :

Prix des biens et services exportés / dégonfleur du PIB américain

Variables explicatives :

- PIB étranger :

Moyenne pondérée des PIB du Canada, du Japon, du Royaume-Uni et de la zone Euro avec des poids respectifs de 41 %, 21 %, 10 % et 28 %.

- Demande intérieure privée :

Somme en chaîne de Fisher de la consommation réelle et de l'investissement réel (comptes nationaux)

- Écart de production américain :

Écart estimé par l'approche éclectique décrite dans Gosselin et Lalonde (2002).

- Écart de production étranger :

Filtre HP appliqué au PIB étranger

- Taux de change réel effectif :

Taux de change réel pondéré du dollar américain par rapport aux principales devises (données compilées par la Réserve fédérale)

- Prix relatif du pétrole :

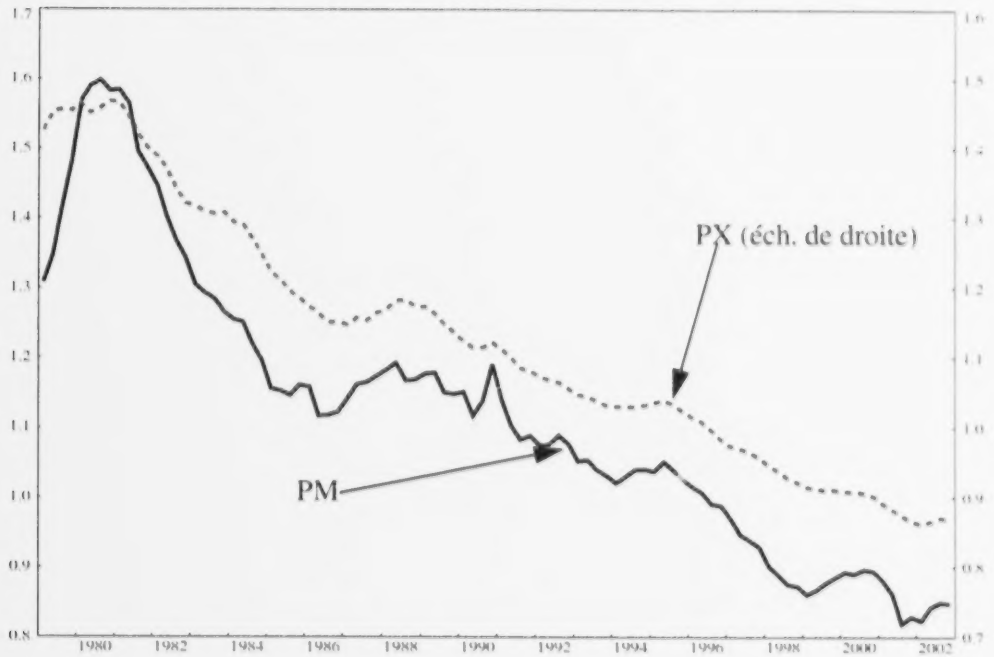
Prix du baril de pétrole West Texas Intermediate / dégonfleur du PIB américain

- Ouverture au commerce :

Volume des échange commerciaux au sein des pays membres de l'OCDE

ANNEXE 2 : Graphiques

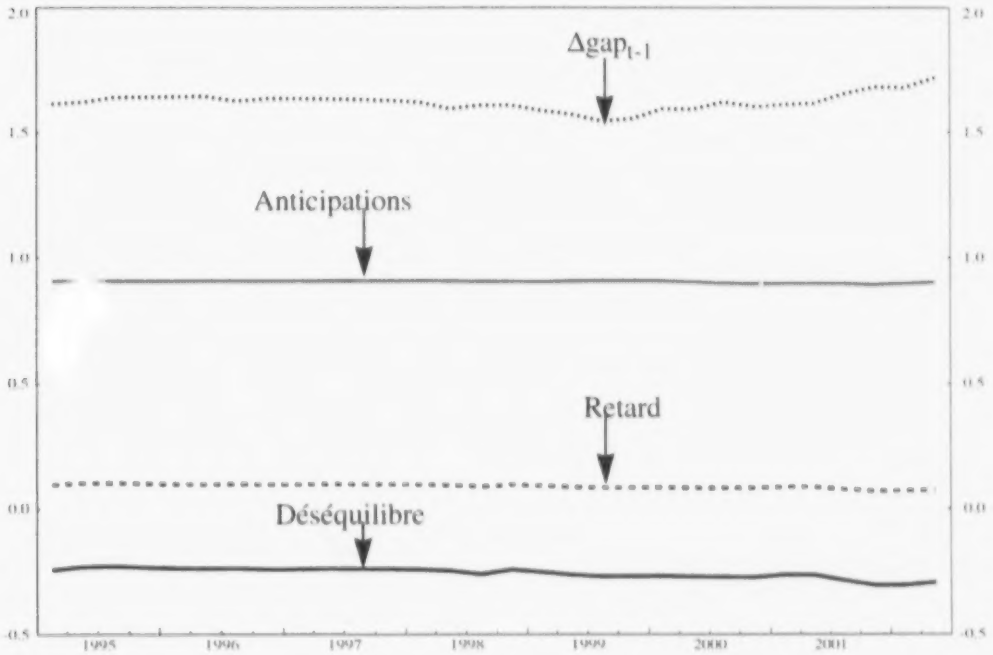
Graphique 1 : Prix relatifs à l'importation et à l'exportation



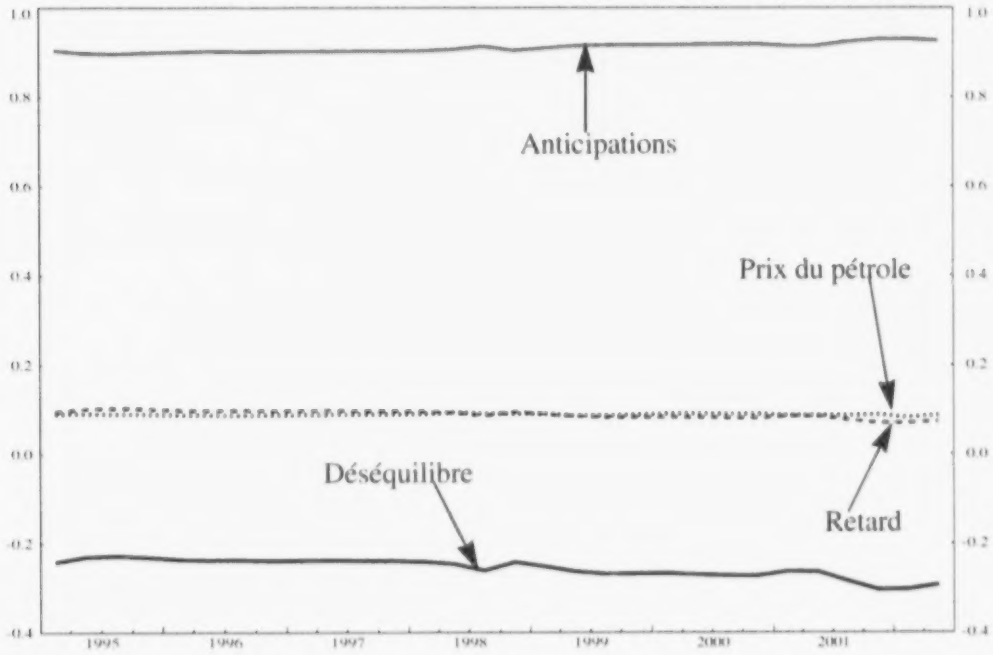
Graphique 2 : Importations / PIB américain et volume des échanges des pays de l'OCDE

Graphique 3 : Exportations / PIB américain et volume des échanges des pays de l'OCDE

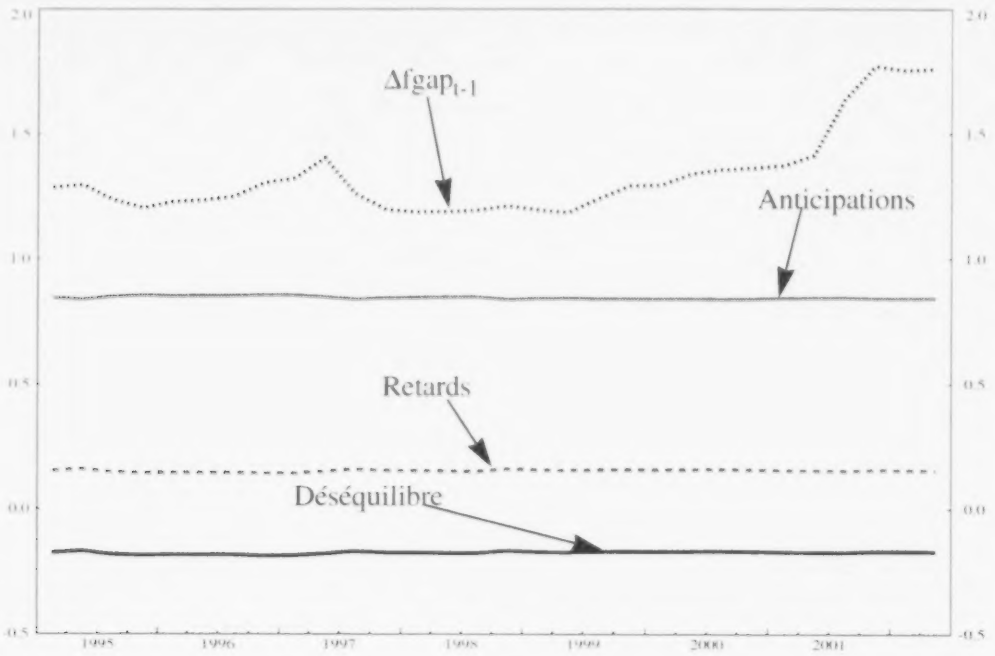
Graphique 4 : Stabilité des paramètres du PAC des importations



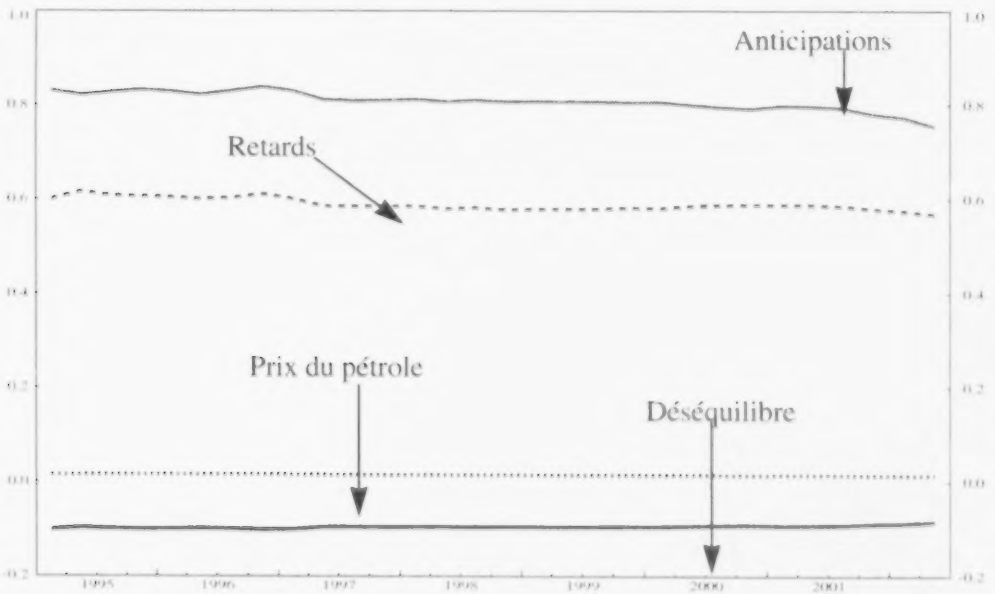
Graphique 5 : Stabilité des paramètres du PAC des prix à l'importation



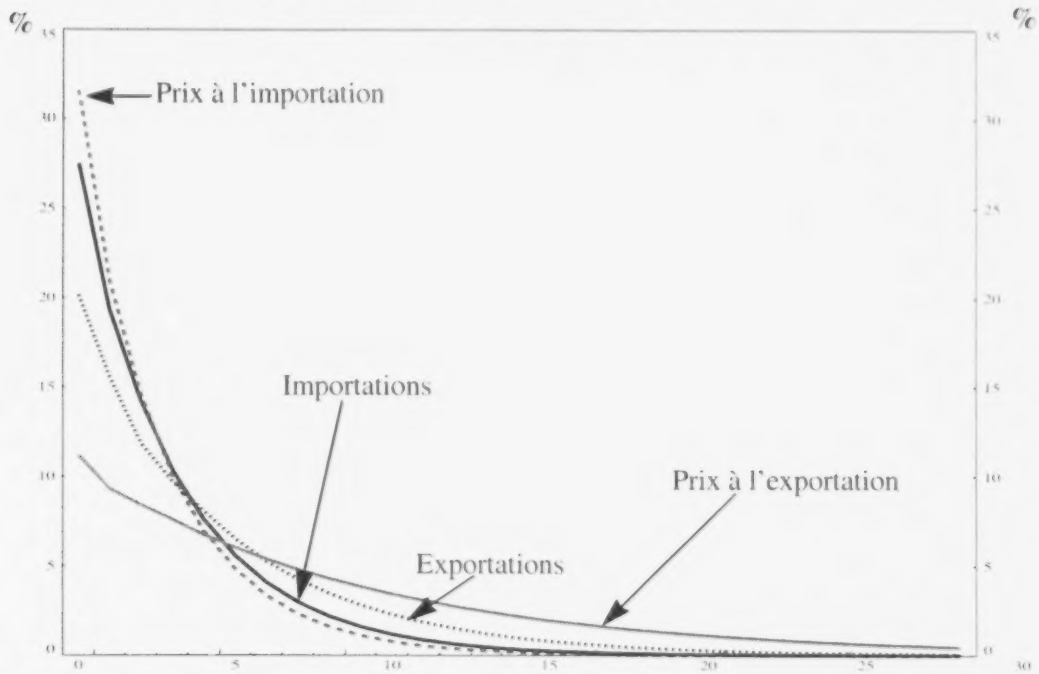
Graphique 6 : Stabilité des paramètres du PAC des exportations



Graphique 7 : Stabilité des paramètres du PAC des prix à l'exportation



Graphique 8 : Distribution des poids prospectifs[24]



24. Les poids sont exprimés en pourcentage de leur somme, de sorte que l'aire sous la courbe est la même dans tous les cas.

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2004

2004-2	Exact Tests of Equal Forecast Accuracy with an Application to the Term Structure of Interest Rates	R. Luger
2004-1	The Effect of Adjustment Costs and Organizational Change on Productivity in Canada: Evidence from Aggregate Data	D. Leung

2003

2003-44	Common Trends and Common Cycles in Canadian Sectoral Output	F. Barillas et C. Schleicher
2003-43	Why Does Private Consumption Rise After a Government Spending Shock?	H. Bouakez et N. Rebei
2003-42	A Structural VAR Approach to the Intertemporal Model of the Current Account	T. Kano
2003-41	Anatomy of a Twin Crisis	R.H. Solomon
2003-40	Poignée de main invisible et persistance des cycles économiques : une revue de la littérature	C. Calmès
2003-39	Alternative Targeting Regimes, Transmission Lags, and the Exchange Rate Channel	J-P. Lam
2003-38	Simple Monetary Policy Rules in an Open-Economy, Limited-Participation Model	S. Hendry, W-M. Ho et K. Moran
2003-37	Financial Constraints and Investment: Assessing the Impact of a World Bank Loan Program on Small and Medium-Sized Enterprises in Sri Lanka	V. Aivazian, D. Mazumdar et E. Santor
2003-36	Excess Collateral in the LVTS: How Much is Too Much?	K. McPhail et A. Vakos
2003-35	Real Exchange Rate Persistence in Dynamic General-Equilibrium Sticky-Price Models: An Analytical Characterization	H. Bouakez
2003-34	Governance and Financial Fragility: Evidence from a Cross-Section of Countries	M. Francis

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca